

RECURSOS HUMANOS

VALIDACIÓN DE LA ESCALA DE RESISTENCIA AL CAMBIO PARA LA POBLACIÓN PORTUGUESA: RESULTADOS PRELIMINARES

VALIDAÇÃO DA ESCALA DE RESISTÊNCIA À MUDANÇA (RTC) PARA A POPULAÇÃO PORTUGUESA: RESULTADOS PRELIMINARES

VALIDATION OF THE PORTUGUESE-LANGUAGE VERSION OF THE RESISTANCE TO CHANGE SCALE (RTC): A PRELIMINARY STUDY

Luis González Fernández (lgf@usal.es)

Universidad de Salamanca

Facultad de Economía y Empresa

Campus Unamuno, Edificio FES, Salamanca 37007, España

Anabela Gomes Correia (anabela.correia@esce.ips.pt)

Instituto Politécnico de Setúbal

Escola Superior de Ciências Empresariais

Campus IPS, Estefanilha, 2914-503 Setúbal, Portugal

RESUMEN:

La escala de resistencia al cambio (*Resistance to Change Scale* – RTC) fue desarrollada por Oreg (2003) para evaluar la predisposición de los individuos a la resistencia al cambio. En este estudio la escala fue traducida, adaptada y validada para la lengua portuguesa. Las cualidades psicométricas de la escala fueron evaluadas en una muestra de 286 estudiantes de enseñanza superior. Se efectuó un análisis factorial confirmatorio habiéndose verificado una falta de consistencia en la escala rigidez cognitiva, las otras tres dimensiones – búsqueda de rutinas, reacción emocional y focalización a corto plazo - presentaron resultados psicométricos aceptables.

PALABRAS CLAVES: Resistencia al cambio, validación escala, RTC.

RESUMO:

A escala de resistência à mudança (*Resistance to Change Scale* – RTC) foi desenvolvida por Oreg (2003) para avaliar a predisposição dos indivíduos em resistir à mudança. Neste estudo esta escala foi traduzida, adaptada e validada para a língua Portuguesa. As qualidades psicométricas da escala foram avaliadas numa amostra de 286 estudantes do ensino superior. Efectou-se uma análise factorial confirmatória tendo-se verificado uma falta de consistência na subescala rigidez cognitiva, as outras três dimensões – busca-rotina, reacção emocional e foco no curto prazo - apresentaram resultados psicométricos aceitáveis.

PALAVRAS-CHAVE: Resistencia al cambio, validação da escala, RTC.

ABSTRACT:

The Resistance to Change RTC Scale was developed by Oreg (2003) to measure an individual's inclination to resist changes. In this study, this scale was translated, adapted and validated for the Portuguese language. The psychometric properties of the scale were assessed in a sample of 286 undergraduate students. A confirmatory factor analysis was performed and it was found a lack of consistency in the cognitive Rigidity Subscale, the other three dimensions – routine Seeking, Emotional Reaction and Short-Term Focus - showed acceptable psychometric results.

KEYWORDS: Resistance to change, scale validation, RTC.

Paper apresentado na XXIV Jornadas Luso Espanholas de Gestão Científica 6-8 fev 2014 Leiria

1. INTRODUCCIÓN.

Las profundas transformaciones a las que está sometida la sociedad actual, tanto en sus aspectos económicos y sociales, como culturales y tecnológicos, conducen a las organizaciones a procesos de cambio constantes de cara a obtener y mantener una ventaja competitiva (By, 2005; Farjoun, 2010). Brunton y Matheny (2009, pág. 600) los expresan con rotundidad cuando afirman que “el cambio está en todas partes, es una constante en todas las organizaciones del sector público y privado”. En estas circunstancias el éxito de las organizaciones depende, en gran medida, de cómo responde y se adapta a los cambios. Cambios que cada vez son más rápidos, profundos e impredecibles.

En las últimas décadas, los procesos de cambio en las organizaciones, más allá de ser un motivo de preocupación para los profesionales y responsables de la dirección y gestión en las empresas, han sido ampliamente estudiados, sobre todo desde las disciplinas relacionadas con la gestión (Armenakis y Bedain, 1999; Giangreco y Peccei, 2005). Existe un amplio consenso entre los investigadores y gestores en que la mayoría de los iniciativas de cambio en las organizaciones fracasan (Burnes, 2009). Como acertadamente subrayan Michel, By y Burnes (2013), la referencia constante en la literatura especializada al hecho de que alrededor de un setenta por ciento de los procesos de cambio en organizaciones fracasan es probablemente menos importante que el reconocimiento del hecho del fracaso. Un elemento de particular interés en el análisis de los procesos de cambio en las organizaciones es la respuesta de los individuos frente a los cambios (Oreg, Vakola y Armenakis, 2011). La respuesta de los individuos constituye en la mayoría de las ocasiones un componente esencial y crítico en el éxito o fracaso de los cambios en las organizaciones. Una de las respuestas más frecuente frente a los procesos de cambio en las organizaciones es la resistencia al cambio (Ford y Ford, 2010). En este sentido, disponer de un marco conceptual, de unos instrumentos rigurosos y de unos procedimientos de intervención contrastados se ha convertido en una necesidad esencial, tanto para los investigadores, como y sobre todo para los profesionales implicado en la dirección y gestión de procesos de cambio en las organizaciones. El objetivo de esta investigación se sitúa en esta línea: adaptar y validar al portugués un instrumento para evaluar la resistencia disposicional al cambio (Oreg, 2003).

A pesar del interés suscitado entre investigadores y gestores por la resistencia al cambio, existe una falta de consenso sobre su definición, sus componentes y cómo puede ser evaluada (Stewart, May, McCarthy & Puffer, 2009). Por ejemplo, Dent y Powley (2003) presentan diez definiciones diferentes que van desde la resistencia al cambio entendida como una respuesta individual a la concepción de la resistencia como un elemento de la cultura y estructura organizacional. La existencia de esta multiplicidad de perspectivas pone de manifiesto que la resistencia al cambio es un fenómeno multidimensional que va más allá del comportamiento y que contiene grados de respuesta que son a menudo complejas y contradictorias. En definitiva, aunque la resistencia al cambio se expresa a través de distintos modos de comportamiento, también comprende componentes tanto cognitivos y como afectivos que entran en juego en las diferentes etapas del proceso de resistencia (George y Jones, 2001). Del mismo modo, Piderit (2000) sugiere que la resistencia al cambio a menudo conlleva cierto grado de ambivalencia entre la conducta y los sentimientos, ideas y pensamientos sobre el cambio. Por consiguiente, propone que la resistencia al cambio se conceptualiza como un constructo multidimensional que incluye componentes cognitivos, afectivos y de comportamiento.

La gran mayoría de los estudios empíricos sobre la resistencia se han centrado sobre las variables contextuales que están relacionados con la resistencia, siendo muy pocos los trabajos que adoptan el punto de vista individual. Dentro de esta última perspectiva de análisis centrada en el individuo las investigaciones se dirigieron inicialmente al examen de las reacciones de los individuos frente al cambio, incorporándose después el análisis del papel jugado por rasgos de personalidad como el lugar de control, autoestima, autoeficacia o tolerancia a la ambigüedad (Judge, Thoresen, Pucik & Welbourne, 1999; Lau & Woodman, 1995; Wanberg & Banas, 2000). Posteriormente Oreg (2003) ha propuesto un rasgo de personalidad específico relacionado con la resistencia al cambio: la resistencia disposicional al cambio.

Esta característica de personalidad es considerada como un factor clave en la repuesta del individuo frente a los cambios y explicaría la tendencia a aceptarlos o resistirse, independientemente del contexto y del tipo de cambio. Las personas difieren unas de otras en cuanto a la tendencia para resistir o aceptar los cambios. Estas diferencias pueden predecir las actitudes de los individuos frente a cambios específicos, ya sean voluntarios o impuestos. Las personas con una predisposición a resistir al cambio, considerado como un rasgo de personalidad estable, son menos propensas a aceptar voluntariamente cambios en sus vidas y, cuando este cambio viene impuesto, experimentan emociones y reacciones como ansiedad o miedo (Oreg, 2006).

De acuerdo con Oreg (2003) la resistencia disposicional al cambio está integrado por cuatro dimensiones: búsqueda de rutinas, reacción emocional, focalización a corto plazo y rigidez cognitiva. Estas cuatro dimensiones expresan los componentes cognitivo, afectivo y conductual del constructo (Piderit, 2000). La rigidez cognitiva refleja el elemento cognitivo del constructo, la reacción emocional y la focalización a corto plazo el componente de naturaleza afectiva y la búsqueda de rutinas el conductual. Las personas con resistencia al cambio suelen caracterizarse por una alta rigidez cognitiva. Es decir, son personas con mentalidad cerrada, estricta y con baja capacidad de ajuste a las nuevas situaciones. Por otro lado, también se caracterizan por una falta de resistencia psicológica y sensación de pérdida de control sobre la situación de cambio lo que genera una respuesta afectiva de ansiedad y malestar. Esta baja capacidad de ajuste y percepción de pérdida de control lleva al sujeto a focalizarse en el corto plazo. La focalización a corto plazo tiende a resaltar los inconvenientes y dificultades del cambio, ocultando los potenciales beneficios a medio o largo plazo. La rigidez cognitiva, junto con la percepción de pérdida de control frente a situaciones de cambio y la focalización a corto plazo, llevan al sujeto a preferir situaciones con bajos niveles de estimulación y una débil necesidad de novedades lo que les conduce a desarrollar rutinas en sus comportamientos.

Para evaluar la resistencia disposicional al cambio Oreg (2003) desarrolla la escala de *Resistance to Change* (RTC). Esta escala está compuesta por 17 ítems y operacionaliza las cuatro dimensiones del constructo. A diferencia de otras escalas que pueden evaluar indirectamente la resistencia al cambio la escala de resistencia al cambio mide específicamente este rasgo de personalidad y permite predecir la reacción de un sujeto frente a un cambio, tanto voluntario como impuesto, en diversos contextos y tipos de organización (Oreg, 2006).

La escala de resistencia fue inicialmente validada en inglés y, posteriormente, ha sido adaptada a más de 16 lenguas diferentes entre las que se encuentran el chino, el español, el alemán, el japonés o el ruso, entre otras (Angel y Steiner, 2013; Arciniega & González, 2009; Di Fabio et Bernaud, 2007; Oreg et al., 2008; Wayne, May, McCarthy y Puffer, 2009). Además las investigaciones transculturales llevadas a cabo han demostrado que su estructura factorial, integrada por cuatro dimensiones oblicuas, es invariante entre la mayoría de las culturas en las que se ha evaluado. Asimismo, la escala ha mostrado unas buenas propiedades psicométricas en la mayoría de las adaptaciones. No obstante, es necesario subrayar que la dimensión de rigidez cognitiva ha evidenciado problemas en algunos estudios, sobre todo con respecto a su relación con el constructo de resistencia al cambio, lo que ha conducido a postular posibles diferencias en la interpretación en algunas culturas (Oreg et al., 2008; Stewart, May, McCarthy y Puffer, 2009).

Como señalamos anteriormente la escala ha sido adaptada a una gran cantidad de lenguas y validada en distintos contextos culturales. Sin embargo, entre las adaptaciones de la escala no se encuentra una a la lengua portuguesa. El objetivo de esta investigación responde a la necesidad de paliar dicha carencia adaptando y validando la escala de resistencia al cambio al portugués.

2. MÉTODO.

2.1. Muestra.

La muestra utilizada para la validación de la adaptación portuguesa de la escala de resistencia al cambio está formada por 286 estudiantes del último curso de los grados en Gestión de la enseñanza superior en Portugal. Más específicamente los sujetos de la muestra proceden de cinco Universidades y cuatro Institutos Politécnicos que cursaban sus estudios en el año académico de 2012-2013. La elección de este tipo de muestra responde al objetivo llevar a cabo la validación con una muestra equiparable a las utilizadas en el estudio de Oreg et al. (2008). La edad media de los sujetos que integran la muestra es de 22,14 años (Desp.Tip.=1.89), siendo en su mayoría mujeres, un 65.4%, frente al 34,6% de hombres.

2.2. Instrumento.

La escala de Resistencia al Cambio (RTC) de Oreg (2003) está integrada por 17 ítems que son afirmaciones relacionadas con las reacciones de las personas frente a los cambios. Los sujetos deben responder indicando en qué medida cada afirmación refleja su grado de acuerdo o desacuerdo con cada una de las afirmaciones sobre una escala de tipo Likert con un rango 1-6 en la que todos los puntos de la escala están anclados (1=En fuerte desacuerdo, 2=En desacuerdo, 3=Me inclino al desacuerdo, 4=Me inclino al acuerdo, 5=De acuerdo y

7=En fuerte acuerdo). Cada dimensión del constructo es evaluada por medio de cuatro ítems, con excepción de la dimensión búsqueda de rutinas que es valorada a través de cinco ítems. Señalemos por último, que la incluye dos ítems redactados de forma negativa o inversa con el objetivo de reducir la varianza de error debida al método, en este caso al efecto halo.

La adaptación al portugués de la escala de *Resistance to Change Scale* de Oreg (2003) se llevó a cabo de acuerdo con el procedimiento de *back-translation* con base al método propuesto por Brislin (1986). En una primera fase, la escala fue traducida de la lengua inglesa al portugués por un traductor bilingüe con conocimientos en esta área. Posteriormente otro experto llevó a cabo la traducción de la versión portuguesa de nuevo al inglés. Con el objeto de asegurar una correcta traducción el proceso fue repetido dos veces. En una segunda fase, un equipo integrado por los traductores y miembros del equipo de investigación llevó a cabo un análisis de los ítems de la versión portuguesa de la escala. Posteriormente, se procedió a la ejecución de un estudio piloto sometiendo en el que un grupo integrado por cinco estudiantes de las mismas características de los que posteriormente integrarán la muestra contestaban al cuestionario y evaluaban su contenido con objetivo de averiguar si el contenido de los ítems eran comprensibles y si poseían un significado equivalente a la versión original. Finalmente, después de incorporar los cambios y ajustes derivados del proceso de adaptación se elaboró la versión final de la adaptación al portugués de la escala de resistencia al cambio. En el cuadro 1 se presentan algunos de los ítems, de cada una de las dimensiones, que integran la escala.

Cuadro 1 – Ejemplos de ítems de la adaptación portuguesa de la escala de resistencia al cambio.

| Dimensión | Ítem |
|-----------------------------------|--|
| Búsqueda de rutinas | – Prefiro fazer sempre as mesmas coisas em vez de tentar fazer coisas novas e diferentes. |
| Reacción emocional | – Quando sou informado de uma mudança de planos, fico um pouco tenso. |
| Focalización a corto plazo | – Mudanças nos planos não me agradam. |
| Rigidez cognitiva | – Uma vez que chegue a uma conclusão, é muito provável que não mude de ideias. – Frequentemente mudo de ideias (ítem negativo). |

2.3. Procedimiento.

La escala fue aplicada durante el horario de las actividades lectivas en cada centro al inicio o al final de las clases. Los sujetos contestaban de manera voluntaria y en un formato de “papel y lápiz”, garantizándose la confidencialidad de las respuestas obtenidas. Consideramos que este tipo de procedimiento tenía más ventajas que una recogida de datos “on-line” debido a la posibilidad de obtener de forma simultánea un mayor número de respuestas y a que ofrece más garantías de que las respuestas obtenidas son individuales y corresponde a sujetos pertenecientes a la población de la que se extrae la muestra.

2.4. Análisis.

La estrategia de análisis de desarrolla en dos etapas. En primer lugar se evalúa la validez de constructo de la adaptación al portugués de la escala de resistencia al cambio por medio de una serie de análisis factoriales confirmatorios utilizando la aplicación LISREL 8.80 (Jöreskog y Sörbom, 2006). En segundo lugar y una vez evaluada la validez de constructo de la escala, se lleva a cabo un análisis de su fiabilidad.

El objetivo del análisis factorial confirmatorio es obtener estimaciones de los parámetros que integran el modelo hipotetizado sobre la estructura factorial de la escala. Es decir, obtener las saturaciones factoriales ($\lambda_{x_j F_k}$), las varianzas ($\phi_{F_k F_k}$) y las covarianzas de los factores ($\phi_{F_k F_k'}$) y las varianzas ($\theta_{x_j x_j}$), y en su caso, covarianzas de los errores de medida ($\theta_{x_j x_j'}$), que configuran la matriz $\hat{\Sigma}$ que reproduzca lo más fielmente posible la matriz S observada (Bollen, 1989; Bentler, 1990). Si la matriz estimada a partir del modelo hipotetizado $\hat{\Sigma}$ no se diferencia estadísticamente de la matriz S de varianzas y covarianzas de los datos observados entonces se puede afirmar que el modelo se ajusta a los datos y es plausible postular que la relación entre las variables corresponde a la hipotetizada en modelo. El método más común de estimación es

el de máxima verosimilitud (ML, *Maximum Likelihood*), siempre que se cumpla la serie de supuestos entre los que se encuentran una distribución normal multivariada de los indicadores de las variables latentes.

La adecuación del modelo hipotetizado es evaluada mediante una serie de pruebas e índices de ajuste. En este sentido, el test chi-cuadrado (χ^2) es la prueba más utilizada para evaluar el ajuste entre la matriz de varianzas y covarianzas muestral y la generada a partir del modelo hipotetizado en los análisis factoriales confirmatorios. Se acepta que $S = \hat{\Sigma}$ en el caso de que el valor de la test χ^2 sea suficientemente pequeño de modo que el nivel de significación asociado p sea superior a 0.05. Es decir, un valor en la prueba χ^2 no significativo indica que no hay diferencias entre las matrices y que, por lo tanto, el modelo hipotetizado es capaz de reproducir los datos y tiene un buen ajuste. Sin embargo, este índice raramente es utilizado como prueba única o concluyente de bondad del ajuste del modelo. Son conocidas las limitaciones del test χ^2 relacionadas con la influencia del tamaño de la muestra, la falta de ajuste de la distribución de los datos a la distribución chi-cuadrado, o que se basa en la hipótesis excesivamente restrictiva de que S es igual a Σ . Para superar estos inconvenientes se han desarrollado multitud de índices de bondad de ajuste para valorar los modelos hipotetizados (Marsh, Balla y McDonald, 1988; Bollen, 1989; Hu y Bentler, 1999). Entre estos índices destacan el *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA), el *Non-Normed Fit Index* (NNFI) y el *Comparative Fit Index* (CFI).

El índice de la raíz cuadrada media del error de aproximación (RMSEA) estima la discrepancia del modelo por grado de libertad medida en términos de la población. Es decir, el RMSEA representa el índice de ajuste que se podría anticipar con el valor total de la población y no el de la muestra. Es decir, su valor representa la bondad de ajuste del modelo hipotetizado si fuese estimado con la población y no sólo con la muestra. Valores inferiores a 0.05 corresponden con un buen ajuste del modelo, valores entre 0.05 y 0.08 se consideran como aceptables y valores superiores a 0.08 evidencian un ajuste pobre o inadecuado (Browne y Cudeck, 1993; MacCallum, Browne, y Sugawara, 1996). Hu and Bentler (1999) sugieren que un RMSEA de 0.06 como punto de corte para un buen ajuste del modelo. Otro de los índices de bondad de ajuste más empleado es el NNFI (Bentler y Bonett, 1980), también conocido como índice de Tucker-Lewis (Tucker y Lewis, 1973). Es un índice incremental que combina una medida de la parsimonia y la comparación entre el modelo hipotetizado y el modelo nulo en el que se asume que las covarianzas entre las variables observables son cero. El NNFI penaliza a los modelos más complejos dado que en la comparación parte de las ratios entre los χ^2 , tanto del modelo hipotetizado como del modelo nulo, con sus grados de libertad. Los valores del NNFI se encuentran en el rango entre 0-1 y se considera que valores inferiores a 0.90 indican un bajo ajuste del modelo. Por último, el índice CFI (Bentler, 1990) es también un índice incremental que se basa en la comparación entre el modelo hipotetizado y el modelo nulo. Mide la mejora en la medición de la no centralidad de un modelo. Sus valores oscilan en un rango entre 0-1, donde 1 índice el mejor ajuste. Tradicionalmente se ha considerado que el valor de corte para considerar que el modelo hipotetizado presenta un ajuste adecuado es 0.90, sin embargo, Hu y Bentler (1999) sugieren que dicho valor debería incrementarse hasta 0.95.

Por medio de los análisis factoriales confirmatorios se evalúa el ajuste de varios modelos hipótesis sobre su estructura factorial a los datos muestrales. En concreto se evalúan cinco modelos. El primer modelo plantea una estructura factorial formada por un único factor. En este modelo se hipotetiza que los 17 ítems de la escala son indicadores de una única dimensión que correspondería a la resistencia al cambio. El segundo modelo sobre la estructura factorial de la escala corresponde a la propuesta original de Oreg (2003) formada por cuatro factores oblicuos. Estos cuatro factores son las dimensiones búsqueda de rutinas, reacción emocional, focalización a corto plazo y rigidez cognitiva. El tercer modelo evalúa también una estructura integrada por las cuatro dimensiones pero de naturaleza ortogonal, sin interrelación entre ellas. Dado que las dimensiones de reacción emocional y focalización a corto plazo forman parte del componente afectivo del constructo resistencia disposicional al cambio y que, además, en los estudios previos han mostrado una alta relación (Oreg et al., 2008), planteamos un cuarto modelo integrado por tres dimensiones oblicuas. Se mantienen las dimensiones de búsqueda de rutinas y rigidez cognitiva con la misma estructura del modelo de cuatro factores oblicuos, pero se agrupan en un sólo factor los ítems de las dimensiones reacción emocional y focalización a corto plazo. Por lo tanto, esta dimensión de reacción afectiva frente al cambio estaría formada por 8 ítems. Por último, por medio del quinto modelo se evalúa la hipótesis de una estructura factorial integrada por cuatro factores o dimensiones de primer orden - búsqueda de rutinas, reacción emocional, focalización a corto plazo y rigidez cognitiva- más un factor de orden superior que concierne a la resistencia al cambio.

El análisis de la fiabilidad se realiza en el marco del análisis de ecuaciones estructurales por medio de la fiabilidad compuesta, índice rho (ρ), como alternativa al alfa de Cronbach (Yang y Green, 2010). El uso del

alfa de Cronbach para evaluar la fiabilidad de una escala requiere un modelo de medida tau-equivalente en el que los ítems dependen de un único factor, con igualdad en las cargas factoriales y en el que las medias de los ítems difieren sólo en la constante. Estos supuestos son altamente restrictivos y con frecuencia no se cumplen en las investigaciones en ciencias sociales. En estos casos el uso del alfa de Cronbach puede conducir a subestimar o sobrestimar la fiabilidad de la escala (Raykov, 2001). Desde el análisis de ecuaciones estructurales es posible estimar la fiabilidad de las escalas que no se ajustan a un modelo tau-equivalente, por ejemplo incluyendo varios factores o intercorrelaciones entre los términos de error de los ítems (Bentler, 2009; Green y Yang, 2009; Raykov y Shrout, 2002). Dentro del análisis de ecuaciones estructurales y, específicamente, del análisis factorial confirmatorio la fiabilidad de una escala puede ser estimada a partir de las cargas factoriales de los ítems, de la varianza y covarianza de los factores y de las varianzas y covarianzas de error de medida en los ítems. Uno de los índices más empleados es la fiabilidad compuesta de la escala o índice rho (Raykov, 2002; 2004).

4. RESULTADOS.

En la tabla 1 se presentan los estadísticos descriptivos de las distribuciones de las respuestas de los sujetos de la muestra a los 17 ítems que integran la escala de resistencia al cambio. Tal y como se puede apreciar las medias de las distribuciones de los ítems oscilan entre 1.699, la más baja, y 3.970, la más alta. En cuanto a su dispersión, las distribuciones de las respuestas a los ítems presentan una desviación típica bastante similar oscilando entre 0.821 y 1.271, que corresponden a la distribución del ítem 5 y 15 respectivamente. Asimismo, todas las distribuciones, con excepción de la correspondiente al ítem 5, tienen una asimetría y una curtosis con valores inferiores a la unidad.

Tabla 1: Estadísticos descriptivos de las distribuciones de las respuestas de los sujetos de la muestra a los ítems del cuestionario de resistencia al cambio.

| Dimensión | Ítems | Media | Dev. Tip. | Asimetría | Curtosis |
|----------------------------|-------|-------|-----------|-----------|----------|
| Búsqueda de rutinas | 1 | 2.041 | 0.861 | 0.876 | 0.920 |
| | 2 | 2.528 | 1.105 | 0.766 | 0.376 |
| | 3 | 2.264 | 0.978 | 0.897 | 0.885 |
| | 4 | 3.970 | 1.109 | -0.387 | -0.222 |
| | 5 | 1.699 | 0.821 | 1.383 | 2.424 |
| Reacción emocional | 6 | 3.286 | 1.164 | -0.045 | -0.690 |
| | 7 | 3.554 | 1.052 | -0.114 | -0.657 |
| | 8 | 4.134 | 1.078 | -0.215 | -0.326 |
| | 9 | 3.223 | 1.229 | 0.151 | -0.840 |
| Focalización a corto plazo | 10 | 3.193 | 1.089 | 0.150 | -0.333 |
| | 11 | 2.461 | 1.118 | 0.664 | -0.036 |
| | 12 | 2.840 | 1.100 | 0.490 | -0.133 |
| | 13 | 2.390 | 1.076 | 0.659 | 0.003 |
| Rígidez cognitiva | 14 | 3.431 | 1.212 | -0.079 | -0.831 |
| | 15 | 3.413 | 1.271 | 0.011 | -0.921 |
| | 16 | 3.602 | 1.147 | 0.001 | -0.716 |
| | 17 | 3.840 | 1.117 | -0.426 | -0.332 |

A pesar de que las distribuciones no presentan una asimetría y curtosis importante los test univariados de normalidad revelan que muchas de las distribuciones no ajustan a una distribución normal. Tal y como muestra la tabla 2, las pruebas de normalidad univariada ponen en evidencia que nueve de las distribuciones no se caracterizan por una distribución normal en relación con su asimetría. Del mismo modo la prueba de normalidad univariada de la curtosis arroja resultados similares, nueve distribuciones no muestran una distribución normal con respecto a su curtosis. La evaluación de la normalidad univariada basada conjuntamente en la asimetría y curtosis de las distribuciones pone de relieve que solamente dos distribuciones, correspondientes a los ítems 8 y 10, presentan una distribución normal. Señalemos finalmente, que el índice de Mardia ($P_k=1.129$) y el test de evaluación de la normalidad multivariada (Asimetría: $v=36.294$, $z=12.470$, $p=0.000$; Curtosis: $v=364.706$, $z=9.372$, $p=0.000$; Asimetría y Curtosis, $\chi^2=243.318$, $p=0.000$) aportan suficientes evidencias de que los datos violan el supuesto de distribución normal multivariada necesario cuando se emplea como método de estimación la máxima verosimilitud. Aunque el método de estimación de máxima verosimilitud ha demostrado que es robusto frente a pequeñas desviaciones de la distribución normal multivariante (Chou y Bentler, 1995), para valorar el ajuste de los modelos

hipotetizados sobre la estructura factorial de la escala utilizaremos el chi-cuadrado escalado propuesto por Satorra y Bentler (1994), ya que es un estimador muy bueno frente a diferentes niveles de no normalidad multivariada en las distribuciones.

Tabla 2: Test normalidad univariante de las distribuciones de las respuestas de los sujetos de la muestra a los ítems del cuestionario de resistencia al cambio.

| Ítems | Asimetría | | Curtosis | | Asimetría y Curtosis | |
|-------|-----------|-------|----------|-------|----------------------|-------|
| | z | p | z | p | χ^2 | p |
| 1 | 5.251 | 0.000 | 2.415 | 0.016 | 33.402 | 0.000 |
| 2 | 4.705 | 0.000 | 1.250 | 0.211 | 23.703 | 0.000 |
| 3 | 5.350 | 0.000 | 2.351 | 0.019 | 34.155 | 0.000 |
| 4 | -2.563 | 0.010 | -0.728 | 0.466 | 7.097 | 0.029 |
| 5 | 7.350 | 0.000 | 4.355 | 0.000 | 72.994 | 0.000 |
| 6 | -0.309 | 0.757 | -3.492 | 0.000 | 12.288 | 0.002 |
| 7 | -0.778 | 0.436 | -3.226 | 0.001 | 11.016 | 0.004 |
| 8 | -1.454 | 0.146 | -1.203 | 0.229 | 3.564 | 0.168 |
| 9 | 1.023 | 0.306 | -4.911 | 0.000 | 25.170 | 0.000 |
| 10 | 1.022 | 0.307 | -1.236 | 0.216 | 2.572 | 0.276 |
| 11 | 4.172 | 0.000 | 0.005 | 0.996 | 17.406 | 0.000 |
| 12 | 3.190 | 0.001 | -0.358 | 0.720 | 10.307 | 0.006 |
| 13 | 4.144 | 0.000 | 0.144 | 0.886 | 17.193 | 0.000 |
| 14 | -0.536 | 0.592 | -4.814 | 0.000 | 23.461 | 0.000 |
| 15 | 0.073 | 0.942 | -5.877 | 0.000 | 34.542 | 0.000 |
| 16 | 0.008 | 0.993 | -3.708 | 0.000 | 13.746 | 0.001 |
| 17 | -2.801 | 0.005 | -1.231 | 0.218 | 9.360 | 0.009 |

Una vez examinadas las distribuciones de las respuestas a los 17 ítems que componen la muestra se llevan a cabo una serie de análisis factoriales confirmatorios para evaluar el grado de ajuste entre la matriz de varianzas covarianzas muestral y la generada a partir de las restricciones introducidas en cada uno de los modelos hipotetizados sobre estructura factorial del cuestionario. En la tabla 3 se exponen los valores de los índices de bondad de ajuste de los diferentes modelos evaluados obtenidos por medio de la función de máxima verosimilitud. El primer modelo, formado por una única dimensión correspondiente a la resistencia al cambio con los 17 ítems como indicadores, presenta un ajuste claramente insuficiente. Todos los índices de ajuste considerados, el χ^2_{S-B} escalado de Satorra-Bentler, el RMSEA, el NNFI o el CFI, muestran valores alejados de los puntos de corte necesarios para estimar que el modelo posee un buen ajuste. Así por ejemplo, el RMSEA tienen un valor de 0.113 muy superior al necesario por debajo del cual se asume que el modelo presenta un ajuste adecuado. Del mismo modo el NNFI y el CFI, con valores de 0.662 y 0.713 respectivamente, están muy alejados del valor de 0.9 o superior considerado como indicativo de un buen ajuste del modelo.

Tabla 3: Índices de ajuste de los modelos de la estructura factorial del cuestionario de resistencia al cambios hipotetizados.

| Modelo | χ^2_{S-B} | gl | RMSEA | NNFI | CFI |
|--|----------------|-----|-------|-------|-------|
| 1: Un factor | 523.498 | 119 | 0.113 | 0.662 | 0.713 |
| 2: Cuatro factores oblicuos | 272.571 | 113 | 0.072 | 0.864 | 0.887 |
| 3: Cuatro factores ortogonales | 366.771 | 119 | 0.081 | 0.799 | 0.824 |
| 4: Tres factores oblicuos | 330.889 | 116 | 0.089 | 0.831 | 0.848 |
| 5: Cuatro factores más uno de orden superior | 277.019 | 115 | 0.072 | 0.864 | 0.885 |

El segundo modelo, formado por cuatro dimensiones oblicuas -búsqueda de rutinas, reacción emocional, focalización a corto plazo y rigidez cognitiva-, presenta un ajuste superior al primer modelo, aunque debemos considerarlo también como insuficiente. En este sentido, el RMSEA es ligeramente superior al valor considerado necesario para un buen ajuste y, del mismo modo, los índices NNFI y CFI están próximos, aunque no alcanzan, el valor considerado como necesario para un buen ajuste del modelo. A pesar de este ajuste insuficiente, en el modelo todos los parámetros lambda que relacionan cada ítem con su dimensión son significativos en la prueba t ($p < 0.01$). Plantear un modelo de cuatro dimensiones no relacionadas no mejora el ajuste a los datos tal y como se puede apreciar en la tabla 3. El modelo de cuatro dimensiones ortogonales

presenta un ajuste peor que el modelo de cuatro dimensiones oblicuas en todos los índices considerados. Por lo tanto, es evidente que las dimensiones que integran la escala están relacionadas.

El modelo integrado por tres factores oblicuos, en el que se agrupan los ítems de las dimensiones de reacción emocional y focalización a corto plazo en una única dimensión de reacción afectiva frente al cambio, presenta un ajuste que se aproxima a los valores necesarios para considerar que el modelo reproduce de forma adecuada la matriz de varianzas y covarianzas muestral ($\chi^2_{S-B}=330.889$, RMSEA=0.072, NNFI=0.864 y CFI=0.885). En este sentido, presenta un ajuste superior al de los modelos de una única dimensión y de cuatro dimensiones ortogonales, pero inferior los modelos de cuatro dimensiones oblicuas o de cuatro dimensiones de primer orden más un factor de orden superior.

Por último, y dado que como se ha evidenciado las dimensiones que integran la escala están interrelacionadas, hemos evaluado el ajuste de un quinto modelo integrado por cuatro dimensiones o factores de primer orden -búsqueda de rutinas, reacción emocional, focalización a corto plazo y rigidez cognitiva- más un factor de orden superior correspondiente a la resistencia al cambio. Este modelo presenta un ajuste muy similar al modelo formado por cuatro factores oblicuos. En este sentido, el χ^2_{S-B} escalado de Satorra-Bentler tiene un valor de 277.019 con 115 grados de libertad que es ligeramente superior al del modelo de cuatro factores oblicuos. Lo mismo ocurre con el resto de índices considerados cuyos valores son idénticos o con una diferencia muy pequeña: RMSEA=0.072, NNFI=0.864 y CFI=0.885.

Dada la igualdad en el ajuste entre el modelo de cuatro dimensiones oblicuas y el formado por cuatro dimensiones más un factor de orden superior, la comparación y valoración entre los dos modelos debe contemplar una serie de aspectos. Por un lado, deben valorarse los índices AIC -Akaike's Information Criterion- (Akaike, 1987) y BIC -Schwarz's Bayesian Information Criterion- (Schwarz, 1978) de cada uno de los modelos. Además, al tratarse de modelos anidados deben llevarse a cabo una serie de comparación estadísticas del test χ^2_{S-B} escalado de Satorra-Bentler. Se puede estimar la diferencia entre los chi-cuadrados escalados de los dos modelos por medio del índice TR_d (Satorra y Bentler, 2010). Del mismo modo, también deben calcularse las diferencias entre los índices RMSEA, NNFI y CFI en los dos modelos. Finalmente, debe valorarse la parsimonia de cada uno de los modelos y su apoyo dentro del marco teórico. En la tabla 4 se exponen los resultados de la comparación entre dos modelos.

Tabla 4: Estadísticos de comparación entre el modelo 2 y el modelo 4 sobre la estructura factorial de la escala.

| Estadístico | Modelo 2 Cuatro factores oblicuos | Modelo 4 Cuatro factores más uno de orden superior |
|---------------------------------|--------------------------------------|--|
| AIC | 14774.309 | 14776.320 |
| BIC | 14920.688 | 14915.391 |
| Modelo 2 versus Modelo 4 | | |
| TR_d | 4.524 | |
| gl | 2 | |
| p | 0.104 | |
| $\Delta RMSEA$ | 0.0001 | |
| $\Delta NNFI$ | 0.000 | |
| ΔCFI | 0.002 | |

Como hemos señalado anteriormente para elegir el modelo que mejor ajuste presenta deben utilizarse una serie de índices estadísticos entre los que se encuentran los índices AIC y BIC. Un menor índice AIC y BIC indica un mejor ajuste del modelo. Como se puede apreciar en la tabla 4 los índices AIC y BIC de los dos modelos apenas presentan diferencias. El modelo 2 tiene un mejor índice AIC, mientras que en relación con el índice BIC es el modelo 4 el que presenta un índice más bajo. Es decir, no es posible decidir cuál de los dos modelos es el mejor. La diferencia en el chi-cuadrado escalado corrobora la igualdad en el ajuste de los dos modelos, el índice $TR_d=4.524$ con 2 grado de libertad no es significativo, lo que indica que no hay diferencia en el ajuste entre la matriz de varianza y covarianza muestral y la generada a partir de las restricciones introducidas por cada uno de los dos modelos considerados sobre la estructura factorial de la escala. Por último, tampoco se encuentran diferencias en ninguno de los otros índices de ajuste (véase la tabla 4). Los dos modelos hipotetizados resultan igualmente adecuados para explicar la estructura factorial de la escala de resistencia al cambio. Sin embargo, y a pesar de que el modelo de cuatro dimensiones más un factor de orden superior es más parsimonioso, el marco teórico desde el que se desarrolla y da soporte a la escala

plantea una estructura de cuadro dimensiones oblicuas. Por ello nos decantamos por este modelo de estructura factorial de la escala de resistencia al cambio.

Con el objetivo de tratar de conocer el origen o causa del moderado ajuste del modelo de cuatro dimensiones oblicuas a los datos y, consecuentemente, de mejorarlo si fuese posible se llevaron a cabo tres tipos de análisis. En primer lugar, se realizaron una serie de análisis factoriales confirmatorios sobre cada una de las dimensiones del constructo de manera independiente. Estos análisis factoriales confirmatorios evalúan modelos unidimensionales para cada una de los factores del constructo resistencia al cambio. Por ejemplo, se evalúa el ajuste del modelo de la dimensión búsqueda de rutinas formado por un único factor con cinco indicadores correspondientes a cada uno de los ítems de la dimensión. En segundo lugar, se llevó a cabo un análisis del modelo eliminando los ítems redactados de forma negativa o inversa. Es conocido que los ítems negativos pueden generar la presencia simultánea de un factor de error asociado al método que reduciría el ajuste del modelo. Es fácil para los encuestados que interpretan mal las frases que incluyen la negación (Swain, Weathers y Niedrich 2008). Estos problemas se agravan cuando las escalas se adaptan para su uso en otros idiomas (Wong, Rindfleisch, y Burroughs 2003). Por otro, se llevan a cabo una serie de análisis factoriales confirmatorios iterativamente introduciendo restricciones en el modelo a partir de los índices de modificación. La condición para introducir estas restricciones es que sean compatibles con la hipótesis de estructura factorial de cuatro factores. Es decir, que no planteen relaciones entre las variables observables y las dimensiones no contempladas en la estructura hipotetizada. En otras palabras, estas restricciones consisten en establecer interrelaciones entre los términos de error de los ítems.

Los resultados de los análisis factoriales confirmatorios de las dimensiones analizadas de manera independientes como factores unidimensionales se exponen en la tabla 5. El análisis factorial confirmatorio de la dimensión búsqueda de rutinas de la escala de resistencia al cambio evidencian un ajuste excelente entre la matriz de varianzas covarianza muestral y la generada a partir del modelo hipotetizado. El χ^2_{S-B} escalado de Satorra-Bentler tiene un valor de 6.535 que con 5 grados de libertad lo que permite aceptar la hipótesis de falta de diferencia entre la matriz de varianzas covarianzas muestral y la generada a partir del modelo con una probabilidad de $p=0.258$. En el mismo sentido, el resto de índices, RMSEA, NNFI y CFI, poseen unos valores muy superiores a los puntos de corte necesarios para valorar el ajuste como adecuado. El RMSEA es inferior a 0.05 y los índices NNFI y CFI obtenidos están cercanos a 1. No obstante, el examen de la correlación múltiple al cuadrado (R^2) de los ítems de la dimensión pone de relieve que en la mayoría el porcentaje de su varianza explicada por la dimensión latente de búsqueda de rutinas es muy bajo, en los ítems 1 y 2 es inferior al 10%. Por otro lado, la eliminación del ítem, 4 que está redactado de forma negativa o inversa, supone una mejora del ajuste del modelo ($\chi^2_{S-B}=2.022$, $gl=2$, $p=0.362$; RMSEA=0.007; NNFI=1.00; CFI=1.00) y también en las R^2 de los ítems.

Los resultados de la segunda dimensión de reacción emocional integrada por cuatro ítems muestran también un buen ajuste. La probabilidad asociada al chi-cuadrado escalado del Satorra-Bentler está en el límite del valor necesario para aceptar la hipótesis de igualdad entre las matrices de varianzas covarianza muestral y la generada a partir del modelo unidimensional hipotetizado ($\chi^2_{S-B}=6.167$, $gl=2$, $p=0.046$). El índice RMSEA obtenido es también ligeramente superior al punto de corte a partir del cual se considera que el modelo presenta un ajuste adecuado. No obstante, el resto de índices considerados como el NNFI y el CFI presentan valores que evidencian un buen ajuste del modelo (véase la tabla 5). Así mismo, la R^2 de los ítems pone de relieve que el factor explica un porcentaje aceptables de su varianza con la excepción del ítem 9. En resumen, podemos considerar que los cuatro ítems que componen la dimensión de reacción emocional son indicadores adecuado del constructo.

Tabla 5: Índices de ajuste de las dimensiones del constructo resistencia al cambio analizadas de manera independiente con estructuras factoriales unidimensionales.

| Dimensión | χ^2_{S-B} | gl | p | RMSEA | NNFI | CFI |
|---------------------------------------|----------------|----|-------|-------|-------|-------|
| Búsqueda de rutinas -5 ítems-. | 6.535 | 5 | 0.258 | 0.033 | 0.980 | 0.990 |
| Reacción emocional -4 ítems-. | 6.167 | 2 | 0.046 | 0.088 | 0.934 | 0.978 |
| Focalización a corto plazo -4 ítems-. | 3.061 | 2 | 0.216 | 0.044 | 0.985 | 0.995 |
| Rigidez cognitiva -4 ítems-. | 21.083 | 2 | 0.000 | 0.189 | 0.726 | 0.909 |

En cuanto a la dimensión de focalización a corto plazo los resultados obtenidos en el análisis factorial confirmatorios de un modelo unidimensional integrado sus 4 ítems revelan un ajuste muy alto. En todos los índices considerados, chi-cuadrado escalados de Satorra-Bentler, RMSEA, NNFI y CFI, los valores obtenidos muestran un ajuste muy elevado entre la matriz de varianzas covarianzas muestral y la obtenida a

partir de las restricciones incorporadas en el modelo de la dimensión focalización a corto plazo. Así por ejemplo, los valores de los índices NNFI y CFI están muy próximo a 1 como se puede apreciar en la tabla 5. Esta buena validez se ve confirmada por los valores de los R^2 de los ítems.

Por último, el análisis del modelo unidimensional de la dimensión de rigidez cognitiva es el que ofrece los resultados más pobres. Los valores obtenidos muestran un ajuste insuficiente entre el modelo y los datos muestrales. El chi-cuadrado escalado de Satorra-Bentler no resulta significativo ($\chi^2_{S-B} = 21.083$, $gl=2$, $p=0.000$) y el resto de índices ofrecen valores que cuestionan el ajuste del modelo propuesto (RMSEA=0.189; NNFI=0.726; CFI=0.909). Sin embargo, los valores de los R^2 de los ítems que integran la dimensión ponen de relieve que su varianza es explicada en una proporción similar al resto de los ítems de las otras dimensiones. La eliminación del ítem redactado de forma negativa probablemente mejore el ajuste del modelo, no obstante, no es posible evaluar su ajuste al ser un modelo saturado. En síntesis, cabe suponer que los problemas detectados al analizar la escala, tanto en la estructura formada por cuatro dimensiones oblicuas como en la estructura de cuatro dimensiones más un factor de orden superior, tienen su origen en parte en la dimensión de rigidez cognitiva.

Tabla 6: Parámetros estandarizados del modelo de estructura factorial de cuatro dimensiones oblicuas sin ítems negativos y con la incorporación de la interrelación entre términos de error de los ítems 11-12.

| Ítem | Búsqueda de rutinas | Reacción emocional | Focalización a corto plazo | Rigidez cognitiva |
|------|---------------------|--------------------|----------------------------|-------------------|
| 1 | 0.387 | -- | -- | -- |
| 2 | 0.410 | -- | -- | -- |
| 3 | 0.585 | -- | -- | -- |
| 5 | 0.430 | -- | -- | -- |
| 6 | -- | 0.609 | -- | -- |
| 7 | -- | 0.790 | -- | -- |
| 8 | -- | 0.762 | -- | -- |
| 9 | -- | 0.440 | -- | -- |
| 10 | -- | -- | 0.603 | -- |
| 11 | -- | -- | 0.685 | -- |
| 12 | -- | -- | 0.556 | -- |
| 13 | -- | -- | 0.532 | -- |
| 15 | -- | -- | -- | 0.724 |
| 16 | -- | -- | -- | 0.752 |
| 17 | -- | -- | -- | 0.738 |

La escala de resistencia al cambio incluye dos ítems, el 4 y el 14, que están redactados de forma negativa. El ítem 4 forma parte de la dimensión búsqueda de rutinas que, al eliminar este ítem pasaría a estar formado por cuatro ítems. El ítem 14, por su parte, integra la dimensión de rigidez cognitiva que al eliminarse quedaría integrada solamente por tres ítems. En resumen, el cuestionario sin los ítems negativos estaría formado por 15 ítems, 4 para cada una de las dimensiones búsqueda de rutinas, reacción emocional y focalización a corto plazo, y 3 para la dimensión de rigidez cognitiva. El análisis factorial confirmatorio del modelo de estructura factorial de 4 dimensiones sin los ítems negativos muestra un mejor ajuste a los datos que el mismo modelo con los ítems negativos tal y como habíamos hipotetizado: $\chi^2_{S-B} = 199.733$, $gl=84$; RMSEA=0.072; NNFI=0.884; CFI=0.907. No obstante y para mejorar el ajuste del modelo llevamos a cabo una serie de análisis factoriales confirmatorios iterativos introducción parámetros zeta-delta que relacionan los términos. En primer lugar se incorpora al modelo la interrelación entre los términos de error de los ítems 11 y 12, ambos de la dimensión búsqueda de rutinas. La inclusión de este parámetro supone una mejora sustancial del ajuste del modelo ($\chi^2_{S-B} = 176.737$, $gl=83$; RMSEA=0.078; NNFI=0.905; CFI=0.925). La diferencia entre este modelo mejorado y el modelo de cuatro factores oblicuos sin ítems negativos es significativa en el índice de comparación de chi-cuadrado escalado de Satorra y Bentler ($TR_d=32.88$; $gl=1$; $p=0.000$). Asimismo, las diferencias en el resto de índices ($\Delta RMSEA=0.006$; $\Delta NNFI=0.02$; $\Delta CFI=0.02$) confirma la mejora en el ajuste que supone la incorporación de la interrelaciones entre los términos de error de los ítems 11 y 12. La incorporación de un segundo parámetro zeta-delta al modelo que relaciona los términos de error entre los ítems 8 y 9 mejora su ajuste ($\chi^2_{S-B}=192.79$, $gl=82$; RMSEA=0.062; NNFI=0.912; CFI=0.931), pero la diferencia no resulta significativa ($TR_d=0.964$; $gl=1$; $p=0.326$; $\Delta RMSEA=-0.016$; $\Delta NNFI=0.007$; $\Delta CFI=0.006$). En resumen, el modelo que mejor ajuste presenta a los datos es el formado por

cuatro factores oblicuos sin incluir los ítems redactados de forma negativa y con la incorporación de la interrelación entre los términos de error de los ítems 11 y 12.

El examen de las cargas factoriales de los ítems de este modelo integrado por cuatro factores oblicuos, sin los ítems negativos y mejorado, muestra que la mayoría de los ítems poseen pesos factoriales aceptables. Tal y como se puede apreciar en la tabla 6, en la que se exponen los parámetros lambda estandarizados, los pesos factoriales oscilan entre 0.387, el mínimo, y 0.790, el máximo. La dimensión de rigidez cognitiva presenta cargas factoriales altas y homogéneas en todos sus ítems. Por su parte, la dimensión de reacción emocional también presenta unos pesos factoriales altos en la mayoría de sus ítems con la excepción del número 9. En cuanto a la dimensión de focalización a corto plazo el valor de los parámetros lambda es medio alto. De todas las dimensiones del constructo, la de búsqueda de rutinas es la que presenta unas cargas factoriales más bajas. Por último, señalemos que los resultados del análisis factorial confirmatorio indican que las cargas estandarizadas de todos los ítems, véase la tabla 6, son significativas en el test t ($p < 0.01$). Por lo tanto, la validez convergente de los ítems está asegurada (Anderson y Gerbing, 1988).

El examen de la matriz de correlaciones entre las dimensiones del constructo muestra, tal y como era de esperar, que las dimensiones de reacción emocional y focalización a corto plazo son las que tienen una mayor relación ($r=0.768$). Asimismo, la dimensión de búsqueda de rutinas y focalización a corto plazo también se caracterizan por una alta relación ($r=0.690$). El resto de relaciones entre las dimensiones oscilan entre 0.311 y 0.356, siendo la dimensión de rigidez cognitiva la que presenta una menor relación con el resto de dimensiones.

Tabla 7: Índices de fiabilidad de las dimensiones de la escala de resistencia al cambio.

| Dimensión | ρ_{SEM} | AVE |
|--------------------------------------|--------------------------------|------------|
| Búsqueda de rutinas -4 ítems- | 0.555 | 0.211 |
| Reacción emocional -4 ítems- | 0.683 | 0.442 |
| Focalización a corto plazo -4 ítems- | 0.580 | 0.356 |
| Rigidez cognitiva -3 ítems- | 0.663 | 0.545 |

Una vez examinada la estructura factorial de la escala de resistencia al cambio se lleva a cabo un análisis de su fiabilidad por medio de fiabilidad compuesta, índice rho (ρ_{SEM}) y de la varianza media extractada -*Average Variance Extracted* (AVE)-. Estos estadísticos relacionados con la fiabilidad de la escala se estiman dentro del marco del análisis de ecuaciones estructurales y, más concretamente a partir de los resultados del análisis factorial confirmatorio del modelo mejorado de cuatro dimensiones oblicuas sin ítems negativos. En la tabla 7 se exponen los resultados de la fiabilidad de la escala para cada una de sus dimensiones: búsqueda de rutinas, reacción emocional, focalización a corto plazo y rigidez cognitiva. En general, la fiabilidad de las dimensiones de la escala es baja. Solamente las dimensiones de reacción emocional ($\rho_{SEM}=0.683$) y rigidez cognitiva ($\rho_{SEM}=0.663$) muestran unos valores cercanos a los que se pueden considerar como aceptables en relación con la fiabilidad de una escala. Las dos dimensiones restantes, búsqueda de rutinas y focalización a corto plazo, presentan una fiabilidad claramente insuficiente. Estos resultados se ven confirmados por la varianza media extractada de cada dimensión. Únicamente la dimensión de rigidez cognitiva supera ligeramente el valor del 50% de la varianza de la dimensión, lo que indica que la cantidad sustancial de la varianza de los ítems que es capturada por la dimensión. El resto de dimensiones, búsqueda de rutinas, reacción emocional y focalización a corto plazo, no apprehenden una cantidad sustancial de la varianza de los ítems a través de los cuales se evalúan. En síntesis, la evaluación del componente de medida del modelo revela evidencia de baja fiabilidad.

4. DISCUSIÓN.

La escala de resistencia disposicional al cambio ha sido adaptada a 16 lenguas diferentes en 20 países distintos de los cuatro continentes (Angel y Steiner, 2013; Di Fabio et Bernaud, 2007; Oreg et al., 2008; Stewart et al., 2009). Entre estas lenguas se encuentran las más importantes en relación al número de personas que las hablan como son el chino, el español, el inglés, el ruso o el japonés. Sin embargo, no existe una adaptación a la lengua portuguesa siendo la quinta lengua más importante en el mundo con más de 240 millones de personas que la hablan. El objetivo de este trabajo es evaluar los datos iniciales de la adaptación de la escala de resistencia al cambio al portugués.

Los resultados obtenidos ponen de relieve que la estructura factorial de la escala portuguesa se ajusta a un modelo formado por cuatro dimensiones oblicuas: búsqueda de rutinas, reacción emocional, focalización a corto plazo y rigidez cognitiva. Esta estructura corresponde con la postulada por Oreg (2003) en el desarrollo de la escala original y, posteriormente, validada en el macro estudio llevado a cabo por Oreg et al. (2008) sobre una muestra de 4201 sujetos procedentes de 17 países. No obstante, es necesario subrayar que la hipótesis de una estructura factorial integrada por cuatro factores de primer orden más un factor de orden superior presenta un ajuste similar al modelo de cuatro factores oblicuos. Los factores de primer orden estarían constituidos por las dimensiones de búsqueda de rutinas, reacción emocional, focalización a corto plazo y rigidez cognitiva, y el factor de orden superior por la resistencia disposicional al cambio. En el estudio de Oreg et al. (2008) también se evalúa el ajuste de este modelo, pero con el objetivo de valorar la asociación entre cada una de las dimensiones con el constructo de resistencia al cambio. En este sentido, en 14 de las 17 muestras se confirma la relación entre las cuatro dimensiones y el factor de orden superior. Solamente en las muestras de Grecia, Eslovaquia y Reino Unido la relación entre la dimensión de rigidez cognitiva y el constructo resistencia al cambio no es significativa.

Como hemos señalado anteriormente la validación de la adaptación al portugués de la escala de resistencia al cambio confirma que su estructura factorial está formada por cuatro dimensiones oblicuas. Las relaciones entre estas dimensiones en la muestra portuguesa también se ajustan al patrón evidenciado en la literatura sobre la escala de resistencia al cambio (Oreg, 2003; Oreg et al., 2008; Stewart et al., 2009). En este sentido, las dimensiones de reacción emocional y focalización a corto plazo son las que presentan una mayor relación, tanto entre sí, como con respecto al constructo resistencia al cambio en el modelo de cuatro factores más uno de orden superior, mientras que la dimensión de rigidez cognitiva es la que tienen una menor relación con el resto de dimensiones y también con el constructo resistencia al cambio. Estos resultados ponen de relieve dos aspectos. Por un lado, que a pesar de la fuerte relación entre las dimensiones de reacción emocional y focalización a corto plazo deben considerarse como dimensiones independientes del constructo resistencia al cambio. Recordemos que el modelo de tres factores oblicuos, que reúne las dimensiones de reacción emocional y focalización a corto plazo, presenta un pobre ajuste a los datos. Este resultado está en línea con los obtenidos en la mayoría de las muestras del estudio de Oreg et al. (2008). Por otro lado, los resultados obtenidos confirman también que la dimensión de rigidez cognitiva es la más cuestionable como componente de la resistencia al cambio. Es la que tienen una menor relación con el resto de dimensiones del constructo, es también la que tienen una menor relación con el constructo y, además, es la que presenta una mejor validez en su estructura unidimensional.

A pesar de que hemos señalado que el modelo de estructura factorial cuatro dimensiones oblicuos es el que mejor reproduce los datos, es necesario subrayar que el ajuste es inferior a mostrado por la mayoría de las adaptaciones de la escala a otras lenguas. Por ejemplo, la media de los índices RMSEA y CFI obtenidos en el estudio sobre las 17 muestra llevado a cabo por Oreg et al. (2008) es de 0.05 y 0.93. Solamente en tres muestras, las correspondientes a Eslovaquia, Turquía y Reino Unido, se obtienen índices de bondad de ajuste similar a obtenido para la muestra portuguesa. En estas muestras, como en la de Rusia y Ucrania del estudio de Stewart et al. (2009), la dimensión de rigidez cognitiva parece estar en el origen del bajo ajuste de los modelos. Cabe pensar, como apuntan Stewart et al. (2009), que la rigidez cognitiva pueda ser interpretado de forma diferente en algunas culturas.

Por último, debemos subrayar que los ítems redactados de forma negativa tienen un efecto perjudicial sobre la validez de la escala y sobre su fiabilidad. La supresión de estos ítems mejora notablemente el comportamiento de la escala.

5. CONCLUSIONES.

El presente estudio tenía como principal objetivo la adaptación y validación al portugués de la escala de resistencia al cambio de Oreg (2003). Se trataba, por un lado, de completar el proceso de adaptación del instrumento a diferentes lenguas y entornos culturales iniciado por Oreg y colaboradores en el año 2008 con la incorporación del portugués, una de las lenguas más importantes en relación con el número de hablantes. Por otro lado, se pretendía ofrecer a los gestores de los países de lengua portuguesa de un instrumento válido y fiable que facilitase la gestión de los proceso de cambio en las organizaciones.

Creemos que los resultados obtenidos en la investigación aportan una base sólida desde la que continuar con el desarrollo de la adaptación de la escala de cara a obtener una herramienta válida, fiable y equivalente a la original para evaluar la resistencia disposicional al cambio. En este sentido, aunque la estructura factorial de

la escala que mejor ajuste presenta a los datos corresponde con el modelo original propuesto por Oreg (2003) de cuatro dimensiones oblicuas, es necesario llevar a cabo nuevos estudios para conocer las razones del comportamiento de la dimensión de rigidez cognitiva. Además, debe mejorarse sustancialmente la fiabilidad de la escala. La baja fiabilidad de algunas dimensiones plantea la necesidad de revisar la adaptación y de repetir la validación con otras muestras.

A pesar de las limitaciones los resultados obtenidos en esta investigación contribuyen a un mejor conocimiento de la escala de resistencia al cambio y, aunque todavía en una fase inicial de investigación, aporta datos para su adaptación al contexto portugués. En futuras investigaciones será necesario conocer el comportamiento de la adaptación portuguesa de la escala en otros entornos culturales distintos que hablan la misma lengua como Brasil. Asimismo, será necesario llevar a cabo un estudio de la invarianza factorial de la versión portuguesa de la escala con la versión original en inglés y con las versiones en otras lenguas de contextos culturales similares y diferentes, por ejemplo con las versiones en español o en japonés. Finalmente, es necesario ampliar y extender el proceso de validación con muestras integradas por empleados.

6. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.

- Akaike, H. (1987): Factor analysis and AIC. *Psychometrika*, 52, 317–332.
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin*, 103, 411–423.
- Angel, V. & Steiner, D.D. (2013): “Je pense, donc je résiste”: théorie de justice et personnalité dans l’explication de la résistance au changement. *Revue internationale de psychologie sociale*, 26, 61–99.
- Arciniega, L.M., & González, L. (2009): Validation of the Spanish-language version of the resistance to change scale. *Personality and Individual Differences*, 46, 178–182.
- Armenakis, A.A. & Bedain, A.G. (1999): Organizational change: a review of theory and research in the 1990’s, *Journal of Management*, 25, 293–315.
- Bentler, P.M. (1990): Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238–246.
- Bentler, P.M. (2009): Alpha, dimension-free, and model-based internal consistency reliability. *Psychometrika*, 74, 137–143.
- Bentler, P.M. & Bonett, D.G. (1980) Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588–606.
- Bollen, K.A. (1989): *Structural Equations with Latent Variables*, John Wiley & Sons, New York.
- Brislin, R.W. (1986): The wording and translation of research instruments. In W. J. Lonner & J. W. Berry (Eds.): *Field methods in cross-cultural research*, 137–164. Sage Publications, Newbury Park.
- Browne, M.W. & Cudeck, R. (1993): Alternative ways of assessing model fit. In K.A. Bollen & J.S. Long (Eds.): *Testing Structural Equation Models*. Sage Publications, Newbury Park, pp. 136–162.
- Brunton, M. & Matheny, J. (2009): Divergent acceptance of change in a public health organization, *Journal of Organizational Change Management*, 22, 600–619.
- Burnes, B. (2009): *Managing Change*, Prentice Hall, Harlow.
- By, R.T. (2005): Organizational change management: a critical review, *Journal of Change Management*, 5, 369–380.
- Chen, J., & Wang, L. (2007): Locus of control and the three components of commitment to change. *Personality and individual differences*, 42, 503–512.
- Chou, C.P. & Bentler, P.M. (1995): Estimates and tests in structural equation modeling. In R.H. Hoyle (Ed.): *Structural equations modeling: Concepts, issues, and applications*. Sage Publications, Thousand Oaks, pp. 37–55.
- Dent, E. B., & Powley, E. H. (2003): Employees actually embrace change: The chimera of resistance. *Journal of Applied Management and Entrepreneurship*, 8, 40–56.
- Di Fabio, A., & Bernaud, J.-L. (2007): L’attrattività della consulenza di orientamento: Alcune evidenze empiriche in studenti di scuola superiore. *Giornale Italiano di Psicologia dell’Orientamento*, 7, 15–27.
- Farjoun, M. (2010): Beyond dualism: stability and change as a duality, *Academy of Management Review*, 35, 202–225.
- Ford, J.D. & Ford, L.W. (2010): Stop blaming resistance to change and start using it, *Organizational Dynamics*, 39, 24–36.
- George, J. M., & Jones, G. R. (2001): Towards a process model of individual change in organizations. *Human Relations*, April, 419–444.
- Giangreco, A. & Peccei, R. (2005): The nature and antecedents of middle managers’ resistance to change: evidence from an Italian context, *The International Journal of Human Resources Management*, 16, 1812–1829.
- Green, S. B., & Yang, Y. (2009): Commentary on coefficient alpha: A cautionary tale. *Psychometrika*, 74, 121–135.
- Hu, L.T. & Bentler, P.M. (1999): Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1–55.
- Jöreskog, K.G. & Sörbom, D. (2006): *LISREL 8.8 for Windows*, Scientific Software International, Lincolnwood.
- Judge, T. A., Thoresen, C. J., Pucik, V., & Welbourne, T. M. (1999): Managerial coping with organizational change: A dispositional perspective. *Journal of Applied Psychology*, 84, 107–122.
- Koivula, N., & Verkasalo, V. (2006): Value structure among students and steelworkers. *Journal of Applied Social Psychology*, 36, 1263–1273.
- Lau, C., & Woodman, R.C. (1995): Understanding organizational change: A schematic perspective. *Academy of Management Journal*, 38, 537–554.
- MacCallum, R.C., Browne, M.W., & Sugawara, H.M. (1996): Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological Methods*, 1, 130–149.
- Marsh, H.W., Balla, J.R., & McDonald, R.P. (1988): Goodness of fit indexes in confirmatory factor analysis: The effect of sample size. *Psychological Bulletin*, 103, 391–410.
- Michel, A., By, R.T & Burnes, B. (2013): The limitations of dispositional resistance in relation to organizational change, *Management Decision*, 51, 761–780.
- Oreg, S. (2003): Resistance to change: Developing an individual differences measure. *Journal of Applied Psychology*, 88, 680–693.

- Oreg, S. (2006): Personality, context, and resistance to organizational change. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 15, 73–101.
- Oreg, S., Bayazit, M., Vakola, M., Arciniega, L., Armekis, A., Barkauskiene, R., et al. (2008): Dispositional resistance to change: Measurement equivalence and the link to personal values across 17 nations. *Journal of Applied Psychology*, 93, 935–944.
- Oreg, S., Vakola, M. & Armenakis, A. (2011): Change recipients' reactions to organizational change: a 60 year review of quantitative studies. *The Journal of Applied Behavioral Science*, 47, 461-524.
- Piderit, S. K. (2000): Rethinking resistance and recognizing ambivalence. A multidimensional view of attitudes toward an organizational change. *Academy of Management Review*, 25, 783–794.
- Raykov, T. (2001): Bias of Cronbach's alpha for fixed congeneric measures with correlated errors. *Applied Psychological Measurement*, 25, 69–76.
- Raykov, T., & Shrout, R. E. (2002): Reliability of scales with general structure: Point and interval estimation using a structural equation modeling approach. *Structural Equation Modeling*, 9, 195–212.
- Satorra, A., & Bentler, E.M. (1994): Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. In A. von Eye & C.C. Clogg (Eds.): *Latent variables analysis: Applications for developmental research*, Sage Publications, Thousand Oaks, pp. 399-419.
- Satorra, A., & Bentler, P.M. (2001): A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66, 507–514.
- Satorra, A., & Bentler, P.M. (2010): Ensuring positiveness of the scaled difference chi-square test statistic. *Psychometrika*, 75, 243-248.
- Schwarz, G. (1978) Estimating the dimension of a model. *Annals of Statistics*, 6, 461–464.
- Stewart, W.H.Jr., May, R.C., McCarthy, D.J, Puffer, S. y Ledgerwood, D.E. (2009): Equivalency of the Resistance to Change Scale in Russia and Ukraine. *Academy of Management Proceeding*, 1, 1-6.
- Swain, Scott D, Danny Weathers, & Ronald W. Niedrich (2008): Assessing three sources of misresponse to Reversed Likert Items, *Journal of Marketing Research*, 45, 116-131.
- Tucker, L.R. & Lewis, C. (1973): A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 38, 1–10.
- Wanberg, C.R., & Banas, J.T. (2000): Predictors and outcomes of openness to changes in a reorganizing workplace. *Journal of Applied Psychology*, 85, 132–142.
- Wong, N., Rindfleisch, A. & Burroughs, J.E. (2003): Do Reverse-Worded Items Confound Measures in Cross-Cultural Consumer Research? The Case of the Material Values Scale, *Journal of Consumer Research*, 30, 72-91.
- Yang, Y. & Green, S.B. (2010): A Note on Structural Equation Modeling Estimates of Reliability, *Structural Equation Modeling*, 17, 66–81.